

イチョウの開芽日・黄葉日の時系列変化と地理的傾向の解析

清水 庸*[†]・梅村周平*・大政謙次*

(*東京大学 大学院農学生命科学研究科)

Temporal and spatial variations in budding and leaf coloring dates of *Ginkgo biloba* in Japan

Yo SHIMIZU *[†], Shuhei UMEMURA *, and Kenji OMASA *

* Graduate School of Agricultural and Life Sciences, The University of Tokyo

1-1-1 Yayoi, Bunkyo-ku, Tokyo 113-8657, Japan

Abstract

In the present study, we analyzed temporal variations in both budding and leaf coloring dates of *Ginkgo biloba* from 1977 to 2007, as well as their degrees of similarity in the variations and geographical differences, using statistical methods. The data on the budding and leaf coloring dates were recorded by the Japan Meteorological Agency at 45 and 29 meteorological stations, respectively. Mean regression slopes between the phenological dates and the year indicated that budding in spring, on average, advanced by 1.3 days per decade, and that the leaf coloring in autumn was delayed by 3.9 days per decade. This more significant trend of the later autumn as compared with the earlier spring was supported by the results of comparisons between the mean phenological dates in the 2000s and those in the two subintervals (the 1980s and 1990s) and the comparison of temporal changes in the first principal component (PC) scores. The first PCs of the trends in the budding and the leaf coloring dates accounted for 50 % and 45 % of variations in the phenological dates, respectively. Therefore, temporal trends at approximately half of the total stations were similar. An apparent latitudinal pattern of temporal trends in the budding was indicated by the geographical distribution of the factor loadings of the second PC. The budding advanced significantly at several stations in northern Japan, which were located in cold regions. Conversely, the trends at the stations located in low latitudes and warm areas showed no clear signal. On the other hand, there was no apparent geographical pattern of temporal trends in the leaf coloring.

Key words: Factor loading, Geographical pattern, Principal component analysis, Regression analysis.

キーワード: 因子負荷量, 回帰分析, 主成分分析, 地理的傾向

1. はじめに

生物が生育に適さない環境下にある場合、絶滅を避けるため、生物季節や生息域の変化、そして形態的变化や遺伝子の変化など、さまざまな手段で環境への適応を試みる (Rosenzweig *et al.*, 2007)。このなかで、植物季節の変化は初期に現れ、定点観測により、変化を捉えやすく、相対的に観測しやすい現象であるため、生物や生態系の状態やその変化を知るための重要な指標となる。地球温暖化やヒートア

일랜드現象に伴う気温上昇などの影響を受け、国内外の多くの地域において、植物季節の変化が報告されている (Parmesan and Yohe, 2003; Ogawa-Onishi and Berry, 2013)。例えば、欧州やロシアにおける 542 種類の植物を対象としたメタ分析の結果は、開花や展葉など春から夏に見られる植物季節が 10 年間単位で 2.5 日早まり、紅葉などの秋に見られる植物季節は 0.2 日遅くなっていることを示している (Menzel *et al.*, 2006)。国内では、過去 50 年間において、サクラの開花は 10 年単位で 0.9 日早まり、カエデの紅葉は 3.2 日遅くなり (気象庁, 2013)、またイチョウやクワの成長期間の延伸が見られ、いずれも開芽の早まりよりも落葉の遅れが延伸に寄与している (Matsumoto *et al.*, 2003; Doi, 2012)。

2013 年 12 月 12 日 受付, 2014 年 7 月 11 日 受理

[†]Corresponding Author: ayosh@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp

DOI: 10.2480/cib.J-14-024

メタ分析を用いて共通する植物季節の変化傾向を明らかにする研究に加えて、緯度や気温変化の程度などに対応した植物季節の変化の地理的な差異もしくは共通性に着目した研究もある。例えば、国内のイチヨウの20世紀後半における1年あたりの開芽、落葉そして成長期間の変化率について、観測点によってそれらの変化率は異なり、落葉の変化率と緯度の間に有意な関係が見られ、低緯度地域ほど落葉が遅れている(Matsumoto *et al.*, 2003; Matsumoto, 2010)。イチヨウやカエデの葉の色づき・落葉の平均観測日は低緯度地域よりも高緯度地域においてばらつく傾向にある(Doi and Takahashi, 2008)。植物季節の変化の地理的差異の要因として、各観測点での気温上昇率よりも、気温変化に対する植物季節の感度の影響が相対的に大きいこと(Matsumoto, 2010)、葉の色づきや落葉について低緯度地域では気温変化に対する植物季節の感度が大きくなること(Doi, 2012)が分かっている。また、清水・大政(2010)はウメの開花の変化傾向の解析に主成分分析を利用し、寄与率の情報を元に、変化傾向における共通性が55%であることを示し、主成分の因子負荷量を利用して、寒地においてウメの開花が早まる一方、暖地において開花が遅れる地理的傾向を示している。気候変化の下、植物季節の変化傾向における共通性の低さは、例えば、開花や発芽時期と花粉を媒介する動物や植物葉・蜜を餌とする動物の活動時期、渡りを行う動物の活動時期との間にずれが生じるなど、生物季節間でのミスマッチを引き起こす可能性へと繋がる。したがって、植物季節の変化傾向における共通性の評価、観測点の間での類似の度合い、そして長期における系統的な変化や地理的傾向を明らかにしていく必要がある。そこで本研究では、国内の多くの気象官署で観測されており、春季と秋季の代表的な植物季節であるイチヨウの植物季節(開芽と黄葉)を対象として、それらの時系列変化の傾向および観測点の間での共通性、そして変化の地理的傾向を解析する。なお、後述のとおり、気象官署において生物季節の観測が廃止されるなか、イチヨウの観測を継続している地点数は相対的に多く、また同一の植物種で春季と秋季の2時期の植物季節の比較が可能となるため、対象とした。

2. データおよび方法

イチヨウの植物季節のデータは気象庁の生物季節観測値を使用した。これらのデータは、生物季節観測指針(気象庁, 1985)に基づいて、原則として気象官署構内の観測用標本を対象として目視によって観測されたものである。開芽日は対象とする植物の

芽の総数の約2割が発芽した最初の日と定義され、黄葉日については対象とする植物を全体として眺めたときに、その葉の色の大部分が黄色系統の色に変わり、緑色系統の色がほとんど認められなくなった最初の日と定義される。

対象とする観測点は1977年~2007年においてイチヨウの開芽もしくは黄葉について、欠損値が無く、連続して観測している地点であり、開芽について全国で45地点、そして黄葉については29地点が該当した(Table 1)。気象庁は島嶼も含め、全国102箇所において植物季節の観測をおこなっていたが、測候所では1996年から自動観測システムの計画的整備とともに、無人化が進められているため、目視による観測と判断が必要となる植物季節の観測は廃止されるところが増えている。イチヨウの植物季節の観測については、1964年から1996年まで観測点数は徐々に増加した後、減少している。データが連続して観測され、可能な限り長期のデータを用いること、そして、近年のイチヨウの植物季節の変化を解析するため2000年代を対象年を含める必要があったため、本研究では前述の観測期間を対象年とした。なお、イチヨウの植物季節の観測日は通日(DOY, Day of Year)に換算して使用している。Table 1に31年間における各観測点での平均観測日を示す。開芽日について、45地点の平均値はDOY101(4月11日)であり、最も早い観測日を示す観測点は熊本であり、その値はDOY 91(4月1日)、最も遅い観測日を示す観測点は札幌でDOY 127(5月7日)である。一方、黄葉日については29地点の平均値がDOY 321(11月17日)であり、最も早い観測日はDOY 300(10月27日)で盛岡での数値であり、最も遅い観測日はDOY 333(11月29日)、大分での数値である。

植物季節の時系列変化の傾向を調べるため、各観測点において、観測年と植物季節間の線形回帰分析を行い、植物季節の変化率を調べた。この場合、年の経過に伴う植物季節の線形での変化を前提として、負の回帰係数を持つ場合は植物季節の早まりを、正の回帰係数を持つ場合は植物季節が遅くなることを示す。長期の植物季節データの変化を解析する場合、線形性が保たれないことも多いため(Menzel *et al.*, 2001; 清水・大政, 2003)、補完的解析として、2000年~2007年の8年間(以後、2000年代)における植物季節データの平均値と、1980年代および1990年代の各10年単位の平均値を比較することによって、近年(2000年代)の植物季節を基準とした変化の傾向を調べた。これらの分析結果を踏まえ、植物季節の変化傾向における観測点の間での共通性や地理的傾向を数量的に評価するため、主成分分析を用いた。

Table 1. Location of phenological and meteorological stations and mean phenological dates of *Ginkgo biloba* for 31 years.

Phenological station	Lat (°)	Lon (°)	Mean budding date (DOY)	Mean leaf coloring date (DOY)
Sapporo	43.06	141.33	127	-
Akita	39.72	140.10	108	-
Morioka	39.70	141.17	-	300
Sendai	38.26	140.90	111	320
Fukushima	37.76	140.48	-	304
Wajima	37.39	136.90	108	320
Niigata	37.91	139.05	101	-
Kanazawa	36.59	136.64	101	317
Toyama	36.71	137.21	104	318
Nagano	36.66	138.20	107	-
Takada	37.10	138.25	105	-
Utsunomiya	36.55	139.87	107	326
Matsumoto	36.24	137.97	110	-
Maebashi	36.40	139.06	-	326
Kumagaya	36.15	139.38	102	324
Mito	36.38	140.47	105	322
Gifu	35.40	136.77	-	332
Nagoya	35.17	136.97	99	325
Kofu	35.66	138.56	-	316
Choshi	35.74	140.86	100	-
Tsu	34.73	136.52	101	-
Shizuoka	34.97	138.41	95	-
Tokyo	35.69	139.76	98	324
Yokohama	35.44	139.66	95	330
Hachijojima	33.10	139.79	101	-
Saigo	36.20	133.34	105	322
Yonago	35.43	133.34	95	311
Tottori	35.49	134.24	101	325
Toyooka	35.53	134.83	100	-
Maizuru	35.45	135.32	101	316
Hamada	34.89	132.07	99	-
Hikone	35.27	136.25	107	317
Shimonoseki	33.95	130.93	97	324
Hiroshima	34.40	132.47	95	321
Okayama	34.66	133.92	100	322
Kobe	34.69	135.22	99	-
Wakayama	34.23	135.17	96	325
Shionomisaki	33.45	135.76	97	-
Nara	34.69	135.83	-	316
Izuhara	34.20	129.29	102	-
Fukuoka	33.58	130.38	94	317
Saga	33.26	130.31	99	-
Oita	33.23	131.62	95	333
Nagasaki	32.73	129.87	96	-
Kumamoto	32.81	130.71	91	326
Kagoshima	31.55	130.55	92	-
Miyazaki	31.94	131.42	93	-
Fukue	32.69	128.83	97	-
Matsuyama	33.84	132.78	99	327
Takamatsu	34.31	134.06	98	-
Naze	28.38	129.50	97	-

主成分分析は変数間の相関の関係を利用して、新たに導出される少数個の合成変数、すなわち主成分へ、情報を集約する方法であり、本分析では各観測点を分析時の「変数」として、そして 31 年間 (1977

年～2007 年) の各観測年を「サンプル」と設定した。

$$Z_{i,j} = \sum_{k=1}^n a_{i,k} x_{k,j} \quad (1)$$

ここで、 Z_{ij} は観測年 j における第 i 主成分得点を示し、 x_{kj} は観測年 j における観測点 k の植物季節データである。そして a_{ik} は第 i 主成分得点を計算するときの x_{kj} の係数を表す。 a_{ik} は、その二乗値を k について足し合わせたとき、1 であること、そして主成分相互が無相関であることの 2 つの条件の下、主成分 Z_{ij} の分散を最大化させることによって導出される。具体的には変数間の相関係数を要素とする相関行列について固有値問題を解き、得られた固有値を元にして導出される。固有値は用いる変数の数 (n) だけ導出されるが、大きい順に第 1 主成分から第 n 主成分の固有値となり、それらは各主成分の分散と等しい。なお、固有値が 2 以上である場合、当該主成分が複数の観測点における情報を含むと解釈できる。

植物季節データへの主成分分析の適用を、多次元空間上で考えるならば、各観測点をそれぞれ一つの変数軸(次元)として、開芽日もしくは黄葉日の各植物季節のデータをプロットし、観測点において共通する時系列変化の傾向を共通性の高い順(情報量が多い順)に主成分として導出することになる。導出される複数の主成分は相互に無相関であるため、上位の主成分において表現されていない情報量が下位の主成分によって表される。ある主成分の分散が、全主成分の分散の総和に占める割合を寄与率と呼び、観測点間での時系列変化傾向の共通性を数量的に示す。主成分得点は(1)式のとおり、観測年ごとに算出されるが、その時系列データは複数の観測点から導出された総合的な時系列変化傾向を示す。また導出した主成分得点と各観測点の植物季節データの相関係数を因子負荷量と呼ぶ。因子負荷量の利点は、主成分得点を基準として各観測点の変化傾向を数値化し、比較できること、その際、観測年と植物季節データ間の線形性を前提として導出した、植物季節の変化率とは異なり、植物季節データの変化傾向における短期的な変動も含め、評価できることである。なお、(1)式の a_{ik} と因子負荷量の関係は、 a_{ik} の絶対値が大きい場合、観測点 k における植物季節データが主成分得点の数値に与える影響も大きいため、因子負荷量の絶対値も大きくなり、符号も一致する。特に、変数間の分散・共分散行列ではなく、相関行列を使って、 a_{ik} を導出した場合、因子負荷量と a_{ik} の間には線形関係が成立する。考察時の補足的な解析に用いた気温データは気象庁の地上気象観測日別データを利用した。

3. 結果

3.1 観測点ごとの開芽日・黄葉日の時系列変化傾向

3.1.1 イチョウの開芽日

Table 2 に、イチョウの開芽日と観測年の線形回帰分析の結果のうち回帰係数(開芽日の変化率)、そして 2000 年代の開芽日の平均値を 1980 年代と 1990 年代のそれぞれの平均値と比較した結果をともに示す。開芽日の観測点 45 地点のうち、負の値の変化率を示す観測点は 37 地点が該当する。このうち統計的有意(F-test, $p < 0.05$)な結果を示す地点は 14 地点であり、全観測点数の 31 %である。なお、正の値の変化率を示す地点は 8 地点であるが、統計的有意な値ではない。これらの観測点は熊本、鹿児島、名古屋などであり、九州地方と東海地方に分布している。45 地点における変化率の平均値と標準偏差は $-0.13 \pm 0.14 \text{ d y}^{-1}$ であり、平均値は負の値を示す。しかし正の変化率を示す観測点が複数点存在するため、標準偏差の値も大きい。開芽日の変化率の地理的傾向に関して、観測点の緯度との間に有意な相関関係が見られ(Fig. 1)、高緯度地域ほど、1 年単位の開芽日の変化が大きく、また開芽日が早くなっている傾向を示した。経度との関係は有意な相関関係ではなかった($r = -0.29, p = 0.05$)。

年代ごとの開芽日の平均値の比較について、2000 年代と 1980 年代を比較した結果では有意差を示す観測点は 13 地点であり、1990 年代と比較した場合は 7 地点へと減少している。なお開芽日が遅くなっている観測点もあるが、名古屋における 1990 年代との比較の結果を除いて、統計的有意な結果ではない。変化率の結果と比較した場合、変化率が統計的に有意な地点の多くは、平均値に有意な差の現れる場合が多い。しかし札幌や秋田のように、1980 年代そして 1990 年代の結果ともに有意ではない場合もある。これらの地点は 2002 年に開芽日が早く、そのため線形回帰の結果は有意となるが、2004 年～2007 年において開芽日が遅いため、平均値には有意差は見られないと考えられる。

Table 2. Linear trends for 31 years and mean differences between 2000s and the subintervals (the 1980s and 1990s).

Phenological station	Budding date			Leaf coloring date		
	Linear trends (d y ⁻¹)	Difference between 2000s mean and 1980s mean (d)	Difference between 2000s mean and 1990s mean (d)	Linear trends (d y ⁻¹)	Difference between 2000s mean and 1980s mean (d)	Difference between 2000s mean and 1990s mean (d)
Sapporo	-0.31 **	-4.4	-1.1	-	-	-
Akita	-0.27 *	-6.5	-3.1	-	-	-
Morioka	-	-	-	0.26 *	7.5 **	5.3 *
Sendai	-0.23 *	-7.2 *	-2.3	0.90 **	17.7 **	4.7
Fukushima	-	-	-	-0.08	2.9	4.1
Wajima	-0.09	-3.3	-2.0	0.50 **	9.9 **	1.4
Niigata	-0.46 **	-8.4 **	-2.3	-	-	-
Kanazawa	-0.02	-6.1 *	-8.9 **	0.03	0.9	2.1
Toyama	-0.10	-4.2	-3.3	0.34 *	7.3 *	4.1
Nagano	-0.36 **	-9.2 **	-6.3 *	-	-	-
Takada	-0.23	-5.1	1.4	-	-	-
Utsunomiya	-0.14	-3.5	-0.8	0.69 **	12.1 **	9.4 *
Matsumoto	-0.20	-5.0 *	-2.2	-	-	-
Maebashi	-	-	-	0.65 **	14.7 **	-0.1
Kumagaya	-0.05	-2.3	-2.6	0.58 **	10.3 **	0.4
Mito	-0.23 *	-5.5	-1.3	0.53 **	12.2 **	4.2
Gifu	-	-	-	0.54 **	7.4 **	0.1
Nagoya	0.06	1.5	4.2 *	0.08	3.1	-1.8
Kofu	-	-	-	0.17	7.0 *	9.1 **
Choshi	-0.21	-5.5	-3.4	-	-	-
Tsu	0.09	1.8	1.0	-	-	-
Shizuoka	0.12	0.2	-1.6	-	-	-
Tokyo	-0.33 **	-8.8 **	-7.7 **	0.08	4.6 *	1.4
Yokohama	-0.09	-4.3	-1.3	0.49 **	12.9 **	4.9 *
Hachijojima	-0.10	-2.5	2.1	-	-	-
Saigo	-0.29 **	-7.1 **	-4.6 *	0.65 **	16.4 **	1.6
Yonago	-0.04	-2.6	0.0	0.75 **	13.3 **	-5.9 *
Tottori	-0.08	-3.3	-1.9	0.39 *	8.9 **	2.3
Toyooka	-0.07	-0.5	-0.6	-	-	-
Maizuru	-0.25 *	-7.3 **	-5.3	0.33 *	7.7 **	-2.5
Hamada	-0.24 *	-6.5 **	-7.0 *	-	-	-
Hikone	-0.04	-1.4	-0.4	1.07 **	16.7 **	5.8 *
Shimonoseki	-0.19 *	-6.0 **	-0.5	0.30 *	5.7	7.6 *
Hiroshima	-0.23 *	-5.4 **	1.2	-0.15	-4.3	0.7
Okayama	-0.10	-3.0	-1.4	0.60 **	14.0 **	8.5 **
Kobe	-0.03	-2.0	-1.9	-	-	-
Wakayama	-0.19	-3.3	-1.2	0.33 **	10.0 **	8.7 **
Shionomisaki	-0.08	-3.5	-3.3	-	-	-
Nara	-	-	-	0.35 **	9.5 **	0.9
Izuhara	0.03	1.0	3.2	-	-	-
Fukuoka	-0.42 **	-9.8 **	-5.0 **	0.30	13.5 **	7.5 *
Saga	0.02	-1.0	-3.2	-	-	-
Oita	-0.04	-1.8	-1.3	0.71 **	17.2 **	6.2
Nagasaki	-0.20 *	-5.2 **	-1.0	-	-	-
Kumamoto	0.06	-0.5	-1.8	0.21	5.1	1.4
Kagoshima	0.01	1.1	0.9	-	-	-
Miyazaki	-0.12	-1.3	2.7	-	-	-
Fukue	-0.04	-0.7	0.8	-	-	-
Matsuyama	-0.17	-4.7	-3.5	-0.15	-3.3	-1.7
Takamatsu	-0.02	-2.1	-2.1	-	-	-
Naze	0.01	-0.9	-7.5	-	-	-

The asterisk denotes the results of statistical test (* significant at $p < 0.05$, ** significant at $p < 0.01$ by F-test for linear trends or t-test for mean differences).

3.1.2 イチヨウの黄葉日

黄葉日と観測年の線形回帰分析の回帰係数（黄葉日の変化率）について、黄葉日の遅れを表す、正の値の変化率を示す観測点は26地点であり、そのうち、20地点が統計的に有意な結果であり、全観測点数の69%であった。一方、負の値の変化率を示す観測点は3地点であるが、いずれも、統計的に有意な結果ではなかった。29地点における変化率の平均値と標準偏差は $0.39 \pm 0.30 \text{ d y}^{-1}$ となり、標準偏差の数値を考慮しても、多くの観測点が正の変化率を示し、黄葉日の遅れの傾向を示す。Fig. 1 に黄葉日の変化率と緯度の相関関係を示すが、観測点の経緯度との間に統計的に有意な相関関係は見られなかった（経度の場合、 $r = 0.12, p = 0.53$ ）。年代ごとの黄葉日の平均値の比較において、1980年代との比較では22地点が、1990年代との比較では9地点が黄葉日の有意な遅れの傾向を示し、また米子においてのみ、1990年代との比較では有意な早まりが見られた。これは、1980年代から2000年代のそれぞれ3つの年代の平均値がDOY301, DOY320そしてDOY314であり、1990年代の黄葉日が他の年代と比較して遅いためである。

3.2 主成分分析による開芽日・黄葉日の時系列変化傾向の解析

3.2.1 イチヨウの開芽日

導出した主成分の寄与率は、第1～第3主成分まで順番に49.5%、7.2%そして5.7%であり、第3主成分までの累積寄与率は62.4%であった。主成分の分散を示す固有値は第1主成分から順番に、22.3、3.2そして2.5であり、第4主成分の固有値まで2.0以上であった。黄葉日についても、第3主成分までの累積寄与率が63.1%であり、同程度であること、

また使用したデータの過半の情報が第3主成分までに含まれるため、それぞれにおいて第3主成分まで対象として説明する。

Fig. 2 に1977年～2007年における主成分得点を、Table 3には各主成分得点に対する観測点ごとの因子負荷量を示す。第1主成分の寄与率が49.5%であるため、全情報量（45地点×31年間の開芽日データ）の約半分が第1主成分によって説明されており、各観測点の開芽日データの時系列の変化傾向において、共通性があることを表している。因子負荷量はすべての観測点において正の値を示し（Table 3）、第1主成分は各観測点での開芽日データを、正の値の係数によって重み付けした線形和となるため、主成分得点の大・小の関係は、開芽日の遅い・早いと同一なものと解釈できる。Fig. 2(a)の第1主成分得点は右下がりの傾向が見られ、例えば1980年代と比較して、2000年代の平均値は有意に小さく（*t*-test, $p < 0.05$ ）、開芽日が早まる傾向を示すが、観測年を説明変数とした線形回帰分析では有意ではなかった（*F*-test, $p = 0.07$ ）。また1989年と1990年、2002年において多くの観測点で開芽日が早く、反対に、1984年、1988年そして1996年において共通して開芽日が遅く、2000年代では2000年と2005年において開芽日が遅かったことがわかる。

Fig 3(a)に第1主成分得点の因子負荷量の地理的分布を示す。同程度の数値を示し、かつ絶対値が大きい場合、それらの観測点において時系列変化の傾向が類似していることを表す。本州における多くの観測点では変化傾向が類似していること、また45地点のうち、周縁にあたる九州地方や札幌などでは因子負荷量は有意な値であるが、相対的に数値が低いこ

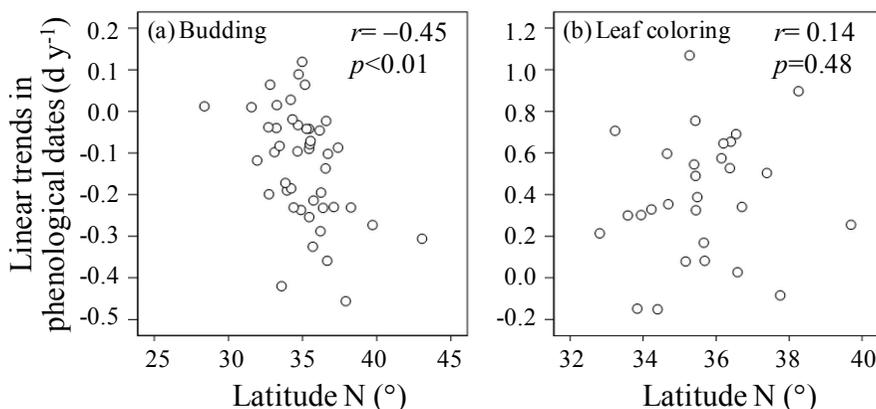


Fig. 1. Relationships between linear trends in phenological dates (budding and leaf coloring) for 31 years and latitudes.

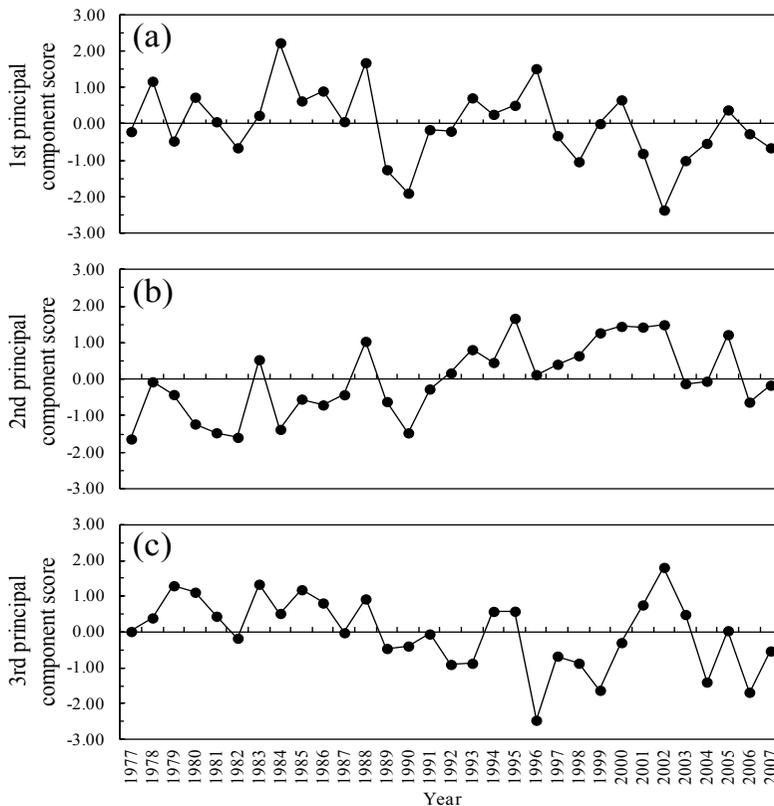


Fig. 2. Changes in the principal component scores of budding dates during 1977–2007. Each principal component score was standardized.

とがわかる。因子負荷量と緯度および経度との相関係数の値は低いが ($r = 0.29$ と $r = 0.36$) , 統計的に有意であり, 開芽日の変化率との相関関係においても同様であった (Fig. 4) 。これは相対的に経緯度が小さい, 九州地方の観測点が本州における多くの観測点とは異なる変化傾向を示し, 因子負荷量が小さいことに起因すると考えられる。

Fig 2(b)に第2主成分得点の31年間における変化を示すが, 年の経過に伴って増加傾向が見られ (F-test, $p < 0.01$) , 特に1990年~2002年にかけて, その傾向が顕著であった。この傾向は有意な因子負荷量を示す観測点での変化傾向の影響を強く受けるが, それは, 主成分得点算出において当該観測点の係数(絶対値)が大きいためである。第1主成分の場合と異なる点は, 負の因子負荷量を示す観測点の存在である。主成分得点の算出時に, 負の値の係数によって, 第1主成分で表された共通する変化傾向は打ち消され, また, 表されていない変化傾向の一部が強調されて, 示される。有意な負の因子負荷量を示す

地点は札幌, 新潟そして西郷(島根県隠岐)であり, 一方, 有意な正の因子負荷量を示す地点は鹿児島, 熊本や名瀬などの7地点である (Table 3) 。正の因子負荷量を持つ観測点の特徴は, 主に九州地方に分布していること (Fig. 3(b)) , これらの観測点では, Table 2に示した開芽日の変化率が0に近い値を示し, 加えて, 5地点では統計的に有意ではないが正値の変化率を示すことである。例えば, 鹿児島や熊本における開芽日の時系列変化の場合, 1990年代の前半において, 多くの観測点と同様に開芽日は遅くなるが, その後, 開芽日の早まりの傾向は他の多くの観測点よりも相対的に鈍化する。また2002年の開芽日は多くの観測点において早くなるが, 鹿児島や大分においてはその傾向は顕著ではなかった。一方, 負の因子負荷量を示す札幌, 新潟そして西郷では, 開芽日の変化率の危険率は1%よりも小さく, 31年間において開芽日の早まりが確認される観測点であった。

Table 3. Factor loadings of the principal components of phenological dates of budding and leaf coloring.

Phenological station	Budding date			Leaf coloring date		
	1st factor loading	2nd factor loading	3rd factor loading	1st factor loading	2nd factor loading	3rd factor loading
Sapporo	0.60 **	-0.49 **	-0.02	—	—	—
Akita	0.84 **	-0.30	-0.02	—	—	—
Morioka	—	—	—	0.65 **	0.29	-0.13
Sendai	0.81 **	-0.20	0.01	0.87 **	-0.22	-0.12
Fukushima	—	—	—	0.09	0.48 **	-0.46 *
Wajima	0.75 **	-0.13	-0.05	0.91 **	-0.18	-0.04
Niigata	0.63 **	-0.45 *	0.38 *	—	—	—
Kanazawa	0.65 **	0.13	-0.30	0.25	0.60 **	0.08
Toyama	0.63 **	0.04	-0.19	0.55 **	0.26	-0.02
Nagano	0.83 **	-0.29	-0.11	—	—	—
Takada	0.77 **	-0.31	0.03	—	—	—
Utsunomiya	0.83 **	-0.16	0.04	0.76 **	-0.01	-0.01
Matsumoto	0.86 **	-0.05	-0.04	—	—	—
Maebashi	—	—	—	0.85 **	-0.22	-0.10
Kumagaya	0.68 **	0.09	-0.33	0.80 **	-0.33	0.14
Mito	0.82 **	-0.30	0.07	0.83 **	0.04	-0.14
Gifu	—	—	—	0.65 **	-0.33	0.24
Nagoya	0.65 **	0.10	0.02	0.56 **	-0.01	0.46 **
Kofu	—	—	—	0.40 *	0.62 **	-0.05
Choshi	0.59 **	-0.19	-0.02	—	—	—
Tsu	0.73 **	0.21	-0.27	—	—	—
Shizuoka	0.43 *	0.36 *	-0.08	—	—	—
Tokyo	0.78 **	-0.02	0.14	0.57 **	0.41 *	0.00
Yokohama	0.77 **	-0.17	-0.16	0.79 **	0.00	-0.28
Hachiojima	0.59 **	0.05	0.33	—	—	—
Saigo	0.66 **	-0.54 **	-0.05	0.79 **	-0.15	-0.21
Yonago	0.74 **	-0.02	0.04	0.73 **	-0.52 **	0.06
Tottori	0.78 **	-0.02	-0.29	0.79 **	-0.13	0.17
Toyooka	0.66 **	-0.18	-0.22	—	—	—
Maizuru	0.82 **	-0.06	-0.04	0.71 **	-0.14	-0.03
Hamada	0.64 **	-0.16	-0.14	—	—	—
Hikone	0.74 **	0.04	-0.28	0.78 **	-0.35	0.07
Shimonoseki	0.72 **	-0.14	0.27	0.56 **	0.31	0.30
Hiroshima	0.64 **	-0.18	0.20	0.08	0.58 **	0.66 **
Okayama	0.81 **	0.04	-0.08	0.78 **	0.01	0.08
Kobe	0.81 **	0.25	-0.14	—	—	—
Wakayama	0.73 **	0.15	0.24	0.71 **	0.47 **	-0.14
Shionomisaki	0.79 **	0.32	-0.02	—	—	—
Nara	—	—	—	0.78 **	-0.02	-0.12
Izuhara	0.41 *	-0.01	-0.26	—	—	—
Fukuoka	0.62 **	-0.16	0.43 *	0.59 **	0.45 *	-0.35
Saga	0.55 **	0.42 *	-0.11	—	—	—
Oita	0.77 **	0.41 *	0.06	0.81 **	0.00	0.05
Nagasaki	0.78 **	0.05	0.47 **	—	—	—
Kumamoto	0.68 **	0.54 **	0.07	0.58 **	0.27	0.28
Kagoshima	0.57 **	0.56 **	0.16	—	—	—
Miyazaki	0.52 **	0.27	0.56 **	—	—	—
Fukue	0.44 *	0.39 *	0.61 **	—	—	—
Matsuyama	0.82 **	0.05	0.04	0.08	0.06	0.81 **
Takamatsu	0.74 **	0.14	-0.45 *	—	—	—
Naze	0.57 **	0.51 **	-0.22	—	—	—

The asterisk denotes the results of test of Pearson's correlation, * significant at $p < 0.05$ and ** significant at $p < 0.01$.

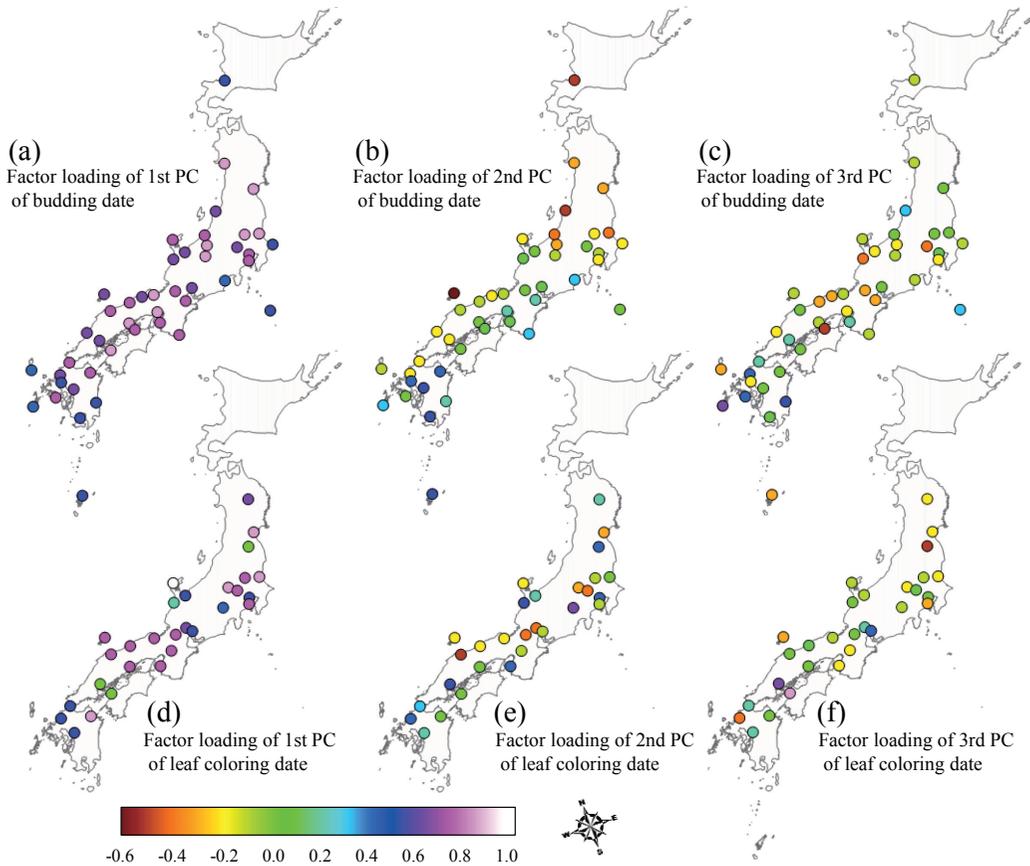


Fig. 3. Geographical distribution of the factor loadings of the first, second and third principal components (PC) of the budding and the leaf coloring dates.

因子負荷量と経緯度および開芽日の変化率の相関関係において (Fig. 4), 第2主成分の因子負荷量は、第1主成分の結果と比較して、開芽日の変化率と強い相関関係を示すとともに、経緯度のうち、特に緯度と強い相関関係を示した。したがって、暖地から寒地に変化するにつれ、開芽日の時系列変化の傾向は不明瞭の状態から早まりの方向に変わっていくことがわかる。

第3主成分について、上位2つの主成分と比較して、有意な因子負荷量を持つ観測点は減少する (Table 3)。因子負荷量が正值で大きいのは、福江、宮崎、長崎、福岡そして新潟の5地点であるが、これらの観測点では、第3主成分の31年間における変化傾向と部分的に整合しており、福江については2002年における開芽日の大幅な遅れ、そして他の地点については1978年~1986年において相対的に開芽日が遅いことに対応していた。第3主成分は年の経過に伴って減少傾向を示し (F-test, $p < 0.05$), こ

れらの観測点において、この傾向と整合する変化を示す観測点は長崎、福岡そして新潟であり、開芽日が早くなる地点であった。また有意な負の因子負荷量を持つ唯一の観測点である高松においては、1996年に開芽日が遅く、そして2002年に開芽日が早いことが、第3主成分の変化傾向と負の関係にて対応していた。因子負荷量の分布を Fig. 3(c)に示す。正值を示す観測点が九州地方に多く分布しているが、経緯度に応じた値の変化は見られなかった (経度の場合, $r = -0.23, p = 0.12$, 緯度の場合, $r = -0.22, p = 0.15$)。

3.2.2 イチヨウの黄葉日

主成分の寄与率は順番に 45.2%, 10.5%そして 7.4%であり、固有値は順番に、13.1, 3.0そして 2.2となり、第4主成分の固有値は 2.0未満であった。Fig. 5(a)に主成分得点を示すが、31年間における第1主成分の変化は、年の経過に伴って増加傾向を示した (F-test, $p < 0.01$)。各観測点の第1主成分の因

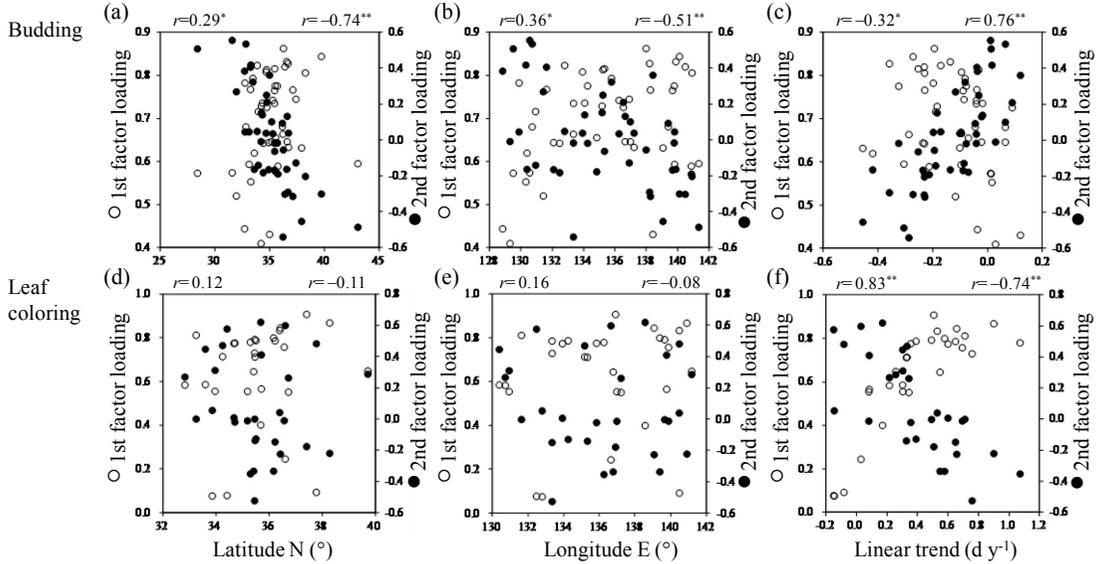


Fig. 4. Relationships between the factor loadings and geographical parameters, linear trends in phenological dates. White circle indicates the factor loading of the first principal components (vertical axis on left) and black circle shows that of the second principal components (vertical axis on right). *,** and no asterisk on the correlation coefficients indicate $p < 0.05$, $p < 0.01$, and $p \geq 0.05$, respectively.

子負荷量はすべて正の値であるため、観測点において共通する黄葉日の変化は遅れの傾向であり、1980年代の前半は黄葉日が相対的に早く、また1986年、1997年そして2002年は前後の観測年と比較して、黄葉日が早かったことを示す。なお、広島、松山そして福島などでは因子負荷量は有意な値ではなく、黄葉日の変化率においても、遅れの傾向は見られない (Table 2)。第1主成分の因子負荷量の地理的分布を Fig. 3(d)に示す。0.8以上の因子負荷量を示す観測点は6点あるが、仙台から大分まで、観測点の分布は分散しており、また岡山から近畿地方において、0.7~0.8の範囲の因子負荷量を示す観測点がまとまって分布している。Fig. 4に示すとおり、経緯度の変化に対応した因子負荷量の変化は見られず、黄葉日の変化率と因子負荷量の相関関係では、強い正の相関関係を示した。これは、黄葉日の遅れを示す観測点の数が多く、第1主成分得点の算出時にこれらの観測点の係数が大きく、相対的に大きな因子負荷量を示す一方、黄葉日の遅れが見られない観測点の小さい因子負荷量を示すためである。

第2主成分得点の変化傾向は Fig. 5(b)のとおり、下に凸型を示す曲線であった。因子負荷量について、有意な正の値を持つ観測点は7地点であり、甲府、金沢そして広島において値は大きかった。甲府と金沢において類似する傾向としては、1977年から1980

年代半ばまで、黄葉日が早くなる傾向を示し、その後、黄葉日は遅れの傾向を示すことである。また広島では、1990年代半ば以後の傾向が第2主成分得点の変化傾向と整合していた。これらの7地点では和歌山を除き、黄葉日の変化は線形に変化しておらず、黄葉日の変化率は有意な結果ではない (Table 2)。一方、有意な負の値を持つ観測点は米子のみであり、1990年代半ばまでの黄葉日の遅れの傾向が、第2主成分の31年間における前半の変化傾向と負の関係で対応していた。因子負荷量の分布について、経緯度に応じた、地理的な変化傾向は見られず、一方、黄葉日の変化率とは負の相関関係を示した (Fig. 3(e)と Fig. 4)。これは、正値の因子負荷量を示す観測点の場合、非線形な変化傾向であり、黄葉日の変化率が0に近い値を示す一方、負値の因子負荷量を示す観測点の場合、第2主成分得点の前半部分の変化傾向と負の相関関係にて対応していることから、正値の黄葉日の変化率を示すことが多いためである。

第3主成分得点は観測年の経過に対応した明瞭な変化傾向は見られなかった (Fig. 5(c), F-test, $p = 0.26$)。有意な因子負荷量を示す観測点は、正値については松山、広島そして名古屋であり、負値については福島のみであった。第3主成分得点に見られる1986年~1990年および1997年~2002年の小さなM字型のピークが、有意な正値を示す3観測点での

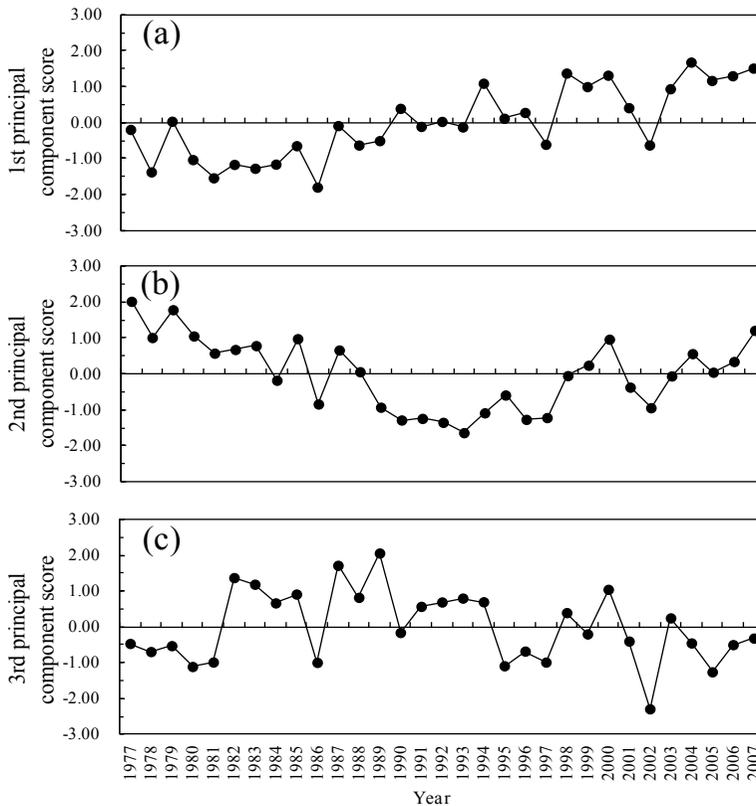


Fig. 5. Changes in the principal component scores of leaf coloring dates during 1977–2007. Each principal component score was standardized.

変化傾向と整合しており、一方、1980年代に相対的に大きな値を示す第3主成分の傾向が、福島における変化傾向と負の関係にて整合していた。いずれも、対象期間内における変化傾向のうち、部分的な一致によるものであった。因子負荷量の地理的分布については、経緯度が小さい広島・松山が正の因子負荷量を示し、一方、相対的に経緯度が大きい福島が負の因子負荷量を持つため、緯度経度ともに有意な相関関係を示すが ($r = -0.43, r = -0.41, p < 0.05$)、負の因子負荷量を示す観測点は分散して分布しており、系統的な傾向は読み取れなかった (Fig. 3(f))。

4. 考察

4.1 時系列変化の傾向および共通性

開芽日と黄葉日の変化率の平均値は10年単位でそれぞれ-1.3日と3.9日であり、開芽日の早まりよりも、黄葉日の遅れの変化率が高い。この結果は、年代ごとの平均値の比較において有意差を示す観測点数の割合や第1主成分の変化傾向でも同様である。

1953年～2000年のイチヨウの開芽日と落葉日の比較 (Matsumoto *et al.*, 2003) や 1953年～2005年におけるクワの開芽日と落葉日の比較 (Doi, 2012) でも、春の植物季節よりも秋の植物季節の変化が大きい傾向が報告されている。植物季節の変化に影響を与えるものとして、気温、降水量、土壌水分、日長など、さまざまな要因が指摘されているが、特に気温変化と強い対応関係があることが知られている (Badeck *et al.*, 2004; Estrella and Menzel, 2006)。イチヨウの開芽日と黄葉日の場合は、それぞれの現象前の44日間と58日間の気温変化の影響が大きい (Nasu *et al.*, 2005)。そこで、開芽日については3月と4月の月単位平均気温、黄葉日については10月と11月の月単位平均気温の変化率 ($^{\circ}\text{C y}^{-1}$) を各観測点で調べたところ、春の気温の場合、有意な変化率 (昇温) を示す観測点は26点 (45観測点の57.8%) であり、一方、秋の気温の場合は23観測点 (29観測点の79.3%) となり、観測点数の割合では春季よりも秋季の昇温傾向が顕著であった。春の気温について昇

温傾向が見られない 19 観測点のうち、開芽日の早まりが確認されない観測点は 15 地点 (78.9 %) であり、過半を占めるが、昇温傾向が確認される 26 地点においても、開芽日の早まりが確認されない観測点は 16 地点 (61.5 %) あり、気温条件のみ、加えて、線形での変化傾向の評価のみでは十分でない可能性もある。ヨーロッパなど北半球の多くの地域において春の植物季節の早まりが、秋の植物季節の遅れよりも顕著であり (Rosenzweig *et al.*, 2007), 日本の植物季節が示す変化傾向とは異なる。この違いについて、湿潤な日本と比較して、ヨーロッパでの分析結果には乾燥地域のデータが含まれており、降水量の影響が大きいこと、また環境条件に対する植物種特有の葉の応答などが、傾向が異なることの理由のひとつとして挙げられている (Doi, 2012; Ogawa-Onishi and Berry, 2013)。

各観測点が示す開芽日ならびに黄葉日の変化傾向における共通性について、第 1 主成分の寄与率を指標にした場合、開芽日が 49.5 %, 黄葉日が 45.2 % であり、黄葉日の方が約 4 % 低かった。いずれも数値は全情報量の約半量であり、各観測点における開芽日もしくは黄葉日の変化の傾向が類似していることがわかる。第 1 主成分得点の時系列変化は、下位の主成分得点とは異なり、全観測点の春もしくは秋の気温の平均値によって説明できることから ($R^2=0.65$ と $R^2=0.67$, F-test とともに $p<0.01$), 変化傾向の共通性は気温の時系列変化パタンの共通性に基づくと考えられる。そして第 1 主成分得点の時系列変化には気温の時系列変化に応じた植物季節の短期的な変動が表されていると解釈できる。

固有値 2.0 以上の主成分を対象とした累積寄与率について、開芽日の場合は 67.0 % (第 4 主成分まで), 黄葉日の場合には 63.1 % (第 3 主成分まで) であり、残りの 3~4 割程度の時系列変化の情報量については、固有値が 2.0 未満であることから、個々の観測点に特有の変化傾向と解釈される。なお、他の植物季節の第 1 主成分の寄与率について、観測年数や対象観測点は異なるが、ウメの開花の場合は 55 %, またサクラ開花については 73 % であり (清水・大政, 2010), 植物種や対象とする植物季節の種類について変化傾向の共通性は異なる。Doi *et al.* (2010) は気温変化に対する植物季節の感度や植物季節の観測日の標準偏差を指標として、遺伝的多様性の高低の影響を調べており、遺伝的多様性の低いイチヨウやサクラは、栽培種であるウメなどに比べ、これらの指標のばらつきが小さいことを示している。本解析の場合は時系列変化傾向そのものを対象とした共通性の評価であるが、サクラの開花に関する共

通性が高いことは合致し、イチヨウの開芽がウメの開花よりも低いことは植物季節の感度や観測日のばらつきを指標にした場合と比べ、異なる結果を示した。

4.2 変化の地理的傾向

開芽日の第 1 主成分の因子負荷量の分布 (Fig.3(a)) において、本州の観測点の多くで数値が高く、変化傾向が類似していることを示し、また観測点の周縁部にあたる九州地方や札幌などで相対的に数値が低かった。前述の第 1 主成分が持つ特性から、因子負荷量の分布は主に気温変化パタンの違いに影響を受けると考えられるため、因子負荷量の数値が低い、これらの観測点では気温の時系列変化の傾向が他の多くの地点と異なる可能性が示唆される。なお春の気温の変化率と第 1 主成分の因子負荷量の関連性を調べたところ、有意ではあるが、弱い相関関係にとどまり ($r=0.32, p<0.05$), 線形で評価した気温の変化率のみでは各観測点の開芽日の変化傾向の違いを十分に説明できなかった。

開芽日の第 2 主成分の因子負荷量では、経緯度に応じた地理的傾向が見られた (Fig. 3, Fig. 4)。第 1 主成分で示される変化傾向から相対的に外れる傾向を示す観測点の多くは、対象とした観測点のなかで高緯度もしくは低緯度の地域に分布しており、第 2 主成分得点の算出では、これらの複数の観測点の係数 (絶対値) が大きい。そのため、因子負荷量は緯度との間に高い相関を示すことになる。また第 2 主成分得点は、第 1 主成分得点と無相関であるため、時系列変化傾向における短期的な値の変動とは無相関となる。全情報量から、その変動を取り除いた後に、第 2 主成分得点において表される情報は、各観測点の変化傾向の傾きの違いと推測され、第 2 主成分の因子負荷量は開芽日の変化率と強い相関関係を示すと考えられる。なお黄葉日の場合、第 2 主成分の因子負荷量に地理的傾向は認められないが、因子負荷量と黄葉日の変化率は有意な相関関係を示し、開芽日と同様に、第 2 主成分の因子負荷量は、時系列変化傾向の傾きの違いを表していると考えられる。

Matsumoto (2010) は開芽日と落葉日の変化率の地域間差について、各観測点での気温上昇率よりも、気温変化に対する植物季節の感度の影響が相対的に大きいことを明らかにしている。したがって、第 2 主成分の因子負荷量が示す地理的傾向も、気温変化に対する感度の違いの影響が大きいと解釈される。なお、気温変化に対する植物季節の感度について、フランス国内の標高や緯度が異なる地点にて観測された複数の木本植物種の展葉日のデータから、同じ植物種では気温変化に対する感度に差が見られない

報告もある (Vitasse *et al.* 2009)。植物季節が地域の気候に適応し、気温変化に対する感度が地域ごとで大きく異なることは、生物季節間でのミスマッチなど、気候変化が生態系に及ぼす影響の予測が一層難しくなることに繋がるため、他の植物種や植物季節の種類そしてさまざまな地域での研究の必要性が指摘されている (Vitasse *et al.*, 2009; Matsumoto, 2010; Doi *et al.*, 2010)。

植物季節の変化率と因子負荷量の関係において、因子負荷量が同程度の数値であっても、植物季節の変化率がばらつくことがわかる (Fig. 4)。特に、第 1 主成分の因子負荷量の場合、主成分得点で表される、短期的な変動の傾向も含め、各観測点の変化傾向を数値化しているため、観測年との線形性を前提した植物季節の変化率との間で、互いに数値はばらつくと考えられる。例えば、開芽日の場合、松本、秋田、宇都宮そして長野では第 1 主成分の因子負荷量が大きい (0.83~0.86)、開芽日の変化率は、宇都宮における -0.14 (d y^{-1}) から長野における -0.36 (d y^{-1}) まで数値は異なり、統計的有意性の有無も異なる。また、黄葉日の場合、因子負荷量の数値が大きい 4 つの観測点は、輪島、仙台、前橋そして水戸であるが (0.83~0.91)、これらの観測点での黄葉日の変化率は、輪島における 0.50 (d y^{-1}) から仙台における 0.90 (d y^{-1}) まで値は異なっていた。

暖地においては開芽日の変化傾向が不明瞭であるが、例えば、名瀬や熊本では、1999 年 3 月の気温が対象とした 31 年間に於いてそれぞれ 2 番目そして 4 番目に高温であるにも関わらず、開芽日はそれぞれ 2 番目 (DOY96) と 4 番目 (DOY110) に遅かった。このとき、前年の 1998 年 12 月の気温は対象期間中、それぞれ 4 番目そして 2 番目に高温であった。また 1 月、2 月そして 4 月の気温は顕著に温暖でも寒冷でもないことから (mean \pm SD 以内)、これらの観測点において、冬季の暖かさに起因する休眠解除の遅れが開芽日の遅れを引き起こしている可能性があり、これらの暖地の地点では開芽日の変化傾向が他の地点よりも不明瞭である一因と考えられる。なお、これらの観測点では前年 12 月の平均気温と開芽日との間に有意ではないが正の相関を示していた (名瀬観測点, $r = 0.24$, $p = 0.21$, 熊本観測点, $r = 0.27$, $p = 0.16$)。

黄葉日の遅れの傾向は、開芽日の早まりと比較して、明瞭ではあるが、変化に関する地理的傾向について、それぞれの第 1 主成分の因子負荷量の分布を比較してみると (Fig. 3)、黄葉日の場合は隣接する観測点の間での値のばらつきが見られた。また経緯度に応じた変化傾向は見られなかった。気温変化に

対するイチョウやカエデの葉の色づきと落葉の感度について、低緯度ほど感度が高く (Doi and Takahashi, 2008)、またイチョウの落葉日の変化率は緯度と対応しており、低緯度ほど遅れが大きいことが示されている (Matsumoto, 2010)。しかし、本研究においては、黄葉日の変化率と緯度との間に相関関係は見られず、主成分分析の結果では第 3 主成分の因子負荷量のみで相関関係が確認された。因子負荷量は秋の気温の変化率と有意な相関関係を示すが ($r = 0.44$, $p < 0.05$)、下位の主成分であることから、限定された観測点の影響を受けており、経緯度に応じた系統的傾向を説明することは難しかった。温帯における春季の開花や開芽は、休眠芽が休眠解除を経て、相対的に短期間の春季の昇温に応じて生じるため、緯度による気温の違いや気温に対する植物季節の感度の違いによって、緯度の変化に対応した植物季節の変化傾向が現れやすいと考えられ、一方、秋季の葉の色づきは、成長期間中の長期にわたる温度、水分そして日射などの多くの条件による影響を受け、地理的傾向が生じにくい可能性が考えられる。

本解析では第 3 主成分までの変化傾向を対象とし、それより下位の主成分については各観測点における個々の変化傾向の影響が大きいと見做し、解析対象外とした。また時系列変化傾向の解析においては、年代ごとの比較の解析も併用しているが、線形での変化傾向の解析を主としている。非線形の観点や数値の高低差などを用いた変化傾向の解析については今後の課題としたい。

5. まとめ

1977 年~2007 年における 45 地点のイチョウの開芽日データそして 29 地点の黄葉日データを対象として、それらの時系列変化の傾向と共通性そして変化の地理的傾向を解析した。開芽日と黄葉日の変化率の平均値は 10 年単位でそれぞれ -1.3 日と 3.9 日であり、開芽日の早まりよりも、黄葉日の遅れの傾向が顕著であった。この傾向は、年代ごとの平均値の比較や主成分分析の第 1 主成分の変化傾向の比較においても同様であった。第 1 主成分の寄与率を指標とした変化傾向における共通性の評価では、開芽日と黄葉日それぞれ 49.5% と 45.2% であり、各観測点における開芽日もしくは黄葉日の変化の傾向が類似していることを示した。第 1 主成分が主に示す変化傾向は気温変化に応じた短期的な変動と考えられ、開芽日については、その変動の傾向が本州の多くの観測点において類似していた。また開芽日の変化については経緯度に応じた地理的傾向が見られ、暖地においては、開芽日の遅れは確認されなかったが、

観測年の経過に伴う系統的な変化傾向も見られず、寒地に向かうに連れて、開芽日の早まりの傾向が確認された。一方、黄葉日の変化について、系統的な地理的傾向は見られなかった。

謝 辞

査読者から多くの助言を頂戴した。本研究の一部は科研費(23580344)の助成を受け、実施された。ここに記して謝意を表す。

引用文献

- Badeck, F. W., Bondeau, A., Bottcher, K., Doktor, D., Lucht, W., Schaber, J., and Sitch, S., 2004: Responses of spring phenology to climate change. *New Phytologist*, **162**, 295–309.
- Doi, H. and Takahashi, M., 2008: Latitudinal patterns in the phenological responses of leaf colouring and leaf fall to climate change in Japan. *Global Ecology and Biogeography*, **17**, 556–561.
- Doi, H., Takahashi, M. and Katano, I., 2010: Genetic diversity increases regional variation in phenological dates in response to climate change. *Global Change Biology*, **16**, 373–379.
- Doi, H., 2012: Response of the *Morus bombycis* growing season to temperature and its latitudinal pattern in Japan. *International Journal of Biometeorology*, **56**, 895–902.
- Estrella, N., and Menzel, A., 2006: Responses of leaf colouring in four deciduous tree species to climate and weather in Germany. *Climate Research*, **32**, 253–267.
- 気象庁, 1985: 生物季節観測指針第3版. 気象庁, 東京, 110pp.
- 気象庁, 2013: 気候変動監視レポート 2012, 気象庁, 東京, 68pp.
- Matsumoto, K., Ohta, T., Irasawa, M., and Nakamura, T., 2003: Climate change and extension of the *Ginkgo biloba* L. growing season in Japan. *Global Change Biology*, **9**, 1634–1642.
- Matsumoto, K., 2010: Causal factors for spatial variation in long-term phenological trends in *Ginkgo biloba* L. in Japan. *International Journal of Climatology*, **30**, 1280–1288.
- Menzel, A., Estrella, N., and Fabian, P., 2001: Spatial and temporal variability of the phenological seasons in Germany from 1951 to 1996. *Global Change Biology*, **7**, 657–666.
- Menzel, A., Sparks, T. H., Estrella, N., Koch, E., Aasa, A., Ahas, R., Alm-Kubler, K., Bissolli, P., Braslavská, O., Briede, A., Chmielewski, F. M., Crepinsek, Z., Curnel, Y., Dahl, A., Defila, C., Donnelly, A., Filella, Y., Jatcza, K., Mage, F., Mestre, A., Nordli, O., Penuelas, J., Pirinen, P., Remisova, V., Scheifinger, H., Striz, M., Susnik, A., Van Vliet, A. J. H., Wielgolaski, F. E., Zach, S., and Züst, A., 2006: European phenological response to climate change matches the warming pattern. *Global Change Biology*, **12**, 1969–1976.
- Nasu, A., Shimizu, Y., and Omasa, K., 2005: Statistical analysis of the relationship between changes in plant phenology and daily mean air temperature in Japan under climate change. *Journal of Agricultural Meteorology*, **60**, 1227–1229.
- Ogawa-Onishi, Y., and Berry, P. M., 2013: Ecological impacts of climate change in Japan: The importance of integrating local and international publications. *Biological Conservation*, **157**, 361–371.
- Parmesan, C., and Yohe, G.A., 2003: A globally coherent fingerprint of climate change impacts across natural systems. *Nature*, **421**, 37–42.
- Rosenzweig, C., Casassa, G., Karoly, D. J., Imeson, A., Liu, C., Menzel, A., Rawlins, S., Root, T. L., Seguin, B., and Tryjanowski, P., 2007: Assessment of observed changes and responses in natural and managed systems. In *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (ed. by Parry, M. L., Canziani, O. F., Palutikof, J.P., Linden P.J., and Hanson, C.E.). Cambridge University Press, Cambridge, pp. 79–131.
- 清水庸・大政謙次, 2003: 陸上生態系のモデリングと陸上生態系への影響. 地球温暖化-世界の動向から対策技術まで-. 大政謙次・原沢英夫/財団法人遺伝学普及会編. 遺伝, 別冊 **17**, 88–94.
- 清水庸・大政謙次, 2010: 1961年～2007年のウメの開花に関する経年変化・地域的傾向の解析. 農業気象, **66**, 279–288.
- Vitasse, Y., Delzon, S., Dufrene, E., Pontailleur, J.Y., Louvet, J. M., Kremer, A. and Michalet, R., 2009: Leaf phenology sensitivity to temperature in European trees: Do within-species populations exhibit similar responses? *Agricultural and Forest Meteorology*, **149**, 735–744.